

Modelo econométrico para el cultivo de mora de castilla (*Rubus glaucus*) en los municipios de Pamplona y Chitagá, Norte de Santander, Colombia.

Econometric model for the cultivation of blackberry (*Rubus glaucus*) in the municipalities of Pamplona and Chitagá, Norte de Santander, Colombia.

Susan Cancino¹, Giovanni Orlando Cancino-Escalante², Daniel Francisco Cancino-Ricketts³

¹*Investigador Independiente - Colombia*

²*Universidad de Pamplona - Colombia*

³*Universidad Pontificia Javeriana - Colombia*

Recibido: 02 de diciembre de 2019.

Aprobado: 18 de diciembre de 2019.

Resumen—El estudio propone elaborar un modelo econométrico para la estimación del desempeño del cultivo de mora en los sistemas productivos de 29 productores localizados en los municipios de Pamplona y Chitagá, Colombia. Para tal fin se consideraron variables económicas como el margen agrícola bruto, los costos de producción, el ingreso, el precio de venta y la edad del cultivo. La investigación se caracterizó por ser cuantitativa, de campo, no experimental, transversal y correlacional, una vez que consistió en caracterizar e interpretar las variables implicadas, para dar paso a la construcción del modelo. Las métricas realizadas sobre las variables confirman el poder explicativo de las variables exógenas sobre el desempeño económico de las unidades agrícolas, puesto que tienen un poder explicativo relevante sobre dicho desempeño, es decir, los costos de producción, el ingreso obtenido por la venta del producto, los precios y la edad del cultivo, son estadísticamente significativos. Los hallazgos se constuyen en una contribución científica y empírica de utilidad para los productores agrícolas, los gremios, las instituciones reguladoras y los agentes de investigación, ofreciendo una herramienta de validez comprobada para el análisis y uso más eficiente de los recursos disponibles para la producción.

Palabras Claves: Modelo econométrico, margen agrícola bruto, costos de producción, ingreso, precio de venta, edad del cultivo, cultivo de mora.

Abstract—The study proposes to develop an econometric model for estimating the performance of blackberry cultivation in the production systems of 29 producers located in the municipalities of Pamplona and Chitagá, Colombia. For this purpose, economic variables such as gross agricultural margin, production costs, income, sale price and crop age were considered. The research was characterized by being quantitative, field, non-experimental, cross-sectional and correlational, once it consisted of characterizing and interpreting the variables involved, to give way to the construction of the model. The metrics carried out on the variables confirm the explanatory power of the exogenous variables on the economic performance of the agricultural units, since they have a relevant explanatory power of said performance, that is, the production costs, the income obtained from the sale of the product, prices and crop age are statistically significant. The findings are a useful scientific and empirical contribution to agricultural producers, guilds, regulatory institutions and research agents, offering a proven validity tool for the analysis and more efficient use of available resources for production.

Keywords: Econometric model, gross agricultural margin, production costs, income, sale price, crop age, blackberry crop.

*Autor para correspondencia.

Correo electrónico: susancancino@hotmail.com (Susan Cancino).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad de Santander.

Este es un artículo bajo la licencia CC BY-ND (<https://creativecommons.org/licenses/by-nd/4.0/>).

Forma de citar: S. Cancino, G. O. Cancino-Escalante y D. F. Cancino-Ricketts, "Modelo econométrico para el cultivo de mora de castilla (*Rubus glaucus*) en los municipios de Pamplona y Chitagá, Norte de Santander, Colombia", Aibi revista de investigación, administración e ingeniería, vol. 8, no. 1, pp. 37-43, 2020.

I. INTRODUCCIÓN

El sector agropecuario posee una gran importancia en el sistema económico de una nación, dado que su producción es fundamental para el abastecimiento de alimentos a los hogares urbanos y rurales, y de materia prima para la industria [1] [2]. La actividad agropecuaria dinamiza la economía generando ingresos para el sostenimiento de los agricultores; además, se caracteriza por utilizar mano de obra local lo cual contribuye a la reducción de la migración de la población rural hacia las zonas urbanas [3] [4].

En Colombia el sector agropecuario ha reducido su participación en la producción nacional a un 6,3%; sin embargo, ha sido en los últimos años uno de los renglones con mayor tasa de crecimiento, presentando un incremento del 4,9% en el año 2017 [5]. Igualmente viene exhibiendo altas tasas de participación y ocupación, siendo uno de los principales generadores de empleo [6]. En tal sentido, es condición necesaria el apoyo al pequeño productor en el fortalecimiento y desarrollo de sistemas productivos, con el propósito de mejorar los niveles de producción, productividad y eficiencia económica de los cultivos agrícolas, siendo estos un pilar fundamental en la promoción de mejoramiento de la calidad de vida de la población rural [7] [8].

Para [9], gran parte de los productores agrícolas se desarrolla en un marco competitivo en el cual no es común manejar sistemas de registros que les permita evaluar los parámetros productivos. En el marco de la competitividad y la productividad, se hace necesario el estudio de los costos, ingresos y márgenes de producción, lo cual le ayudaría a estos productores a adoptar posiciones acertadas frente al proceso productivo [10]. Es de resaltar que el uso de estos indicadores no son elementos aislados y deben ser analizados en conjunto con otros que pueden ser de utilidad para la toma de decisiones [11].

Sobre la base de estas consideraciones, el objetivo del presente trabajo fue elaborar un modelo econométrico para estimar el desempeño del cultivo de mora, en los sistemas productivos de 29 productores localizados en los municipios de Pamplona y Chitagá, Norte de Santander, Colombia. La finalidad es estimar, mediante herramientas econométricas, la relación existente entre el margen agrícola bruto y los costos de producción e ingresos agrícolas, el precio de venta y la edad del cultivo. Es así que, desde la perspectiva teórica y empírica, la presente investigación permite contrastar la teoría económica con la información originaria de unidades productoras dedicadas al cultivo de mora, generando una contribución científica y contextual a través del modelo generado, ya que se trata de un ejercicio de microeconomía aplicada a unidades agrícolas, pertinente para una región con fuerte vocación agrícola.

Como contenido, el presente documento presenta en primer lugar una revisión de los antecedentes en cuanto a la producción del cultivo de la mora y la evolución del precio, seguido de la sustentación en la teoría microeconómica de la producción. En la metodología se expone el área de estudio, las variables utilizadas y la especificación del modelo econométrico propuesto. Posteriormente, se analizan los resultados y se efectúan pruebas de validez cuya finalidad es dar sustento estadístico al modelo estimado, sobre los cual se construyen las conclusiones.

II. MARCO TEÓRICO

La mora de castilla *Rubus glaucus* es originaria de las zonas altas tropicales de América y se cultiva en las regiones frías, entre 1.800 y 2.300 msnm [12] [13]. En Colombia, el cultivo es de gran importancia agroindustrial una vez que el fruto es materia prima en la

preparación de mermeladas y jugos concentrados, entre otros [14]. Se extiende básicamente en dieciséis Departamentos siendo Santander, Cundinamarca y Antioquia los más representativos con 57,93% de la producción nacional [15]. En los últimos diez años ha mostrado una tendencia creciente tanto a nivel de producción como en área cosechada, con un incremento para el período 2008-2018 de 39,10% y 24,8%, respectivamente (Tablas 1 y 2). Dicho crecimiento responde no solo a un aumento en el área cosechada, sino también a una mayor demanda de la agroindustria nacional.

Tabla 1: Área, producción y rendimiento del cultivo de mora Colombia, 2008-2018.

| Año | Área Cosechada (ha) | Producción (ton) | Rendimiento (ha/ton) |
|------|---------------------|------------------|----------------------|
| 2008 | 10.877,48 | 93.437,31 | 8,59 |
| 2009 | 11.819,90 | 100.198,80 | 8,48 |
| 2010 | 12.203,00 | 99.181,78 | 8,13 |
| 2011 | 11.651,38 | 94.151,25 | 8,10 |
| 2012 | 11.930,78 | 102.151,78 | 8,39 |
| 2013 | 12.005,94 | 105.445,38 | 8,78 |
| 2014 | 12.527,70 | 105.812,40 | 8,45 |
| 2015 | 13.072,15 | 108.845,32 | 8,33 |
| 2016 | 12.440,85 | 110.453,14 | 8,88 |
| 2017 | 13.168,19 | 123.175,30 | 9,35 |
| 2018 | 13.584,84 | 129.976,69 | 9,35 |

Fuente: Elaboración propia basado en [15].

Tabla 2: Área, producción y rendimiento de mora en el departamento Norte de Santander, 2008-2018.

| Año | Área Cosechada (ha) | Producción (ton) | Rendimiento (ton/ha) | Participación Producción Nacional (%) |
|------|---------------------|------------------|----------------------|---------------------------------------|
| 2008 | 438,5 | 4.119,70 | 9,40 | 4,41 |
| 2009 | 465,0 | 4.161,00 | 8,95 | 4,15 |
| 2010 | 503,5 | 4.360,53 | 8,66 | 4,40 |
| 2011 | 395,0 | 3.305,95 | 8,37 | 3,51 |
| 2012 | 384,0 | 3.228,75 | 8,41 | 3,16 |
| 2013 | 395,5 | 3.216,80 | 8,13 | 3,05 |
| 2014 | 429,0 | 3.505,70 | 8,17 | 3,31 |
| 2015 | 428,0 | 3.464,90 | 8,10 | 3,18 |
| 2016 | 386,0 | 3.075,40 | 7,97 | 2,78 |
| 2017 | 495,0 | 4.316,80 | 8,72 | 3,50 |
| 2018 | 512,0 | 4.468,20 | 8,73 | 3,44 |

Fuente: Elaboración propia basado en [15].

La comercialización de la mora en el país se caracteriza por presentar un elevado nivel de intermediación y la adquisición de la fruta en fresco se realiza principalmente en plazas mayoristas de los municipios y acopiadores rurales [16]. Se observa en la Figura 1 que el comportamiento de los precios por kilogramo de mora de castilla para el período comprendido entre enero y diciembre de 2018 en la central de abastos del municipio de Pamplona, mostró una variación entre los 1.640 y los 3.678 pesos, alcanzando un máximo en el mes de mayo-2018.



Figura 1: Precio de la mora en la central de abastos de Pamplona para el año 2018.

Fuente: Elaboración propia basado en [15].

En cuanto al estudio de la producción agrícola, se tiene que la viabilidad económica de una unidad agrícola pasa por un proceso de evaluación mediante diferentes indicadores, entre ellos, el margen agrícola bruto (MAB), los ingresos obtenidos y los costos de producción incurridos en dicha actividad [11]. El estudio de estos indicadores sirve de elemento de juicio para que el productor mejore la toma de decisiones con relación al uso de los recursos de los cuales dispone. Por ejemplo, el MAB es una medida que representa la diferencia entre los ingresos agrícolas brutos (IAB) generados por la venta del producto, y los costos de producción agrícola (CPA) en los que se incurren para producir dicho ingreso (1), en la cual “p” corresponde al precio del producto, y “q” a la cantidad de unidades vendidas.

$$\text{MAB} (q) = \text{IAB} (p \times q) - \text{CPA} (q) \quad (1)$$

(1)

La perspectiva económica aplicada a la producción agrícola, ofrece un panorama más claro sobre los recursos utilizados, reduciendo así la incertidumbre sobre los resultados. En efecto, su valoración permite determinar la mejor alternativa de uso de los factores considerando que los objetivos fundamentales de las unidades agrícolas es llevar al máximo sus ingresos o reducir sus pérdidas [17]. De ahí que el MAB, según [18], mide las ganancias de cada unidad monetaria de ventas que queda después de que una unidad productiva paga sus gastos; mientras que para [19], se trata de la capacidad de una actividad de generar ganancias. Sin embargo, [20] señalan que el MAB es un instrumento válido para el planeamiento de corto plazo y su utilización se debe a la facilidad con que se pueden estimar los ingresos generados, así como evaluar, controlar y comparar los resultados económicos.

Es así que para [21], el ingreso agrícola es igualmente un elemento importante tomando en cuenta el valor monetario percibido por la venta de la producción, lo cual asegura la actividad de una unidad productiva. Según los autores referidos, el MAB se puede ver afectado de forma positiva o negativa, dependiendo del desempeño de los ingresos. Asimismo, en la evaluación del MAB se deben igualmente tener en cuenta los elementos que componen el costo de producción agrícola, es decir, los factores que intervienen en el proceso productivo, lo cual, desde el punto de vista de la eficiencia, deben ser mínimos [17] [22]. Se considera que el costo puede definirse como el uso necesario de factores productivos valorizables económicamente con el objetivo de obtener un resultado productivo [23].

A pesar de la importancia que poseen los modelos econométricos para la valoración del desempeño de los cultivos agrícolas, en la revisión de la literatura científica no se identificaron estudios sobre modelos econométricos relacionados con el margen agrícola bruto. No obstante, indicadores como la rentabilidad económica han sido ampliamente empleados, tal es el caso de los trabajos de [24], cuyo objetivo fue analizar la influencia del rendimiento, edad del cultivo y densidad de siembra sobre la rentabilidad económica del cultivo de

camu camu. Asimismo, [25] calcularon la rentabilidad económica de la producción de jitomate bajo condiciones de invernadero; [26] examinaron la rentabilidad económica del cultivo de la mandioca por medio del costo de producción y el ingreso; [27] determinaron a través de un modelo econométrico, cómo los costos de producción, rendimiento, ingresos y edad del cultivo afectan la rentabilidad económica del cultivo de durazno. Finalmente [28], propusieron un método para evaluar la rentabilidad económica de los cereales alto andinos en Perú.

Lo anterior afianza la importancia teórica del presente estudio, el cual se propone como contribución científica constituida como antecedente, para la demostración de la utilidad de los modelos econométricos en el estudio de la productividad y competitividad de este relevante sector económico para Colombia y demás contextos.

III. METODOLOGÍA O PROCEDIMIENTOS

La investigación se caracterizó por ser cuantitativa, de campo, no experimental, transversal y correlacional, destinada a describir e interpretar las variables económicas y productivas de los cultivos de mora implicadas. Para ello se plantearon tres objetivos específicos: la comprobación de la estacionariedad de las variables, la estimación de los parámetros, y la validación del modelo. La población objeto de estudio resultó del cruce y depuración de los listados de productores de mora obtenidos de diferentes fuentes, utilizándose un muestreo no probabilístico quedando, quedando conformada la muestra por 29 fincas ubicadas en la subregión suroccidental del Departamento de Norte de Santander, Colombia, específicamente en los municipios de Pamplona y Chitagá.

El municipio de Pamplona se encuentra geográficamente ubicado en las coordenadas 72°22'43,6" N - 72°37'41" W a una altitud de 2.170 metros sobre el nivel del mar (msnm), cuya extensión territorial es de 1.176 km² con una temperatura promedio de 16 °C. En cuanto al municipio de Chitagá este se encuentra a una altitud de 2.286 msnm cuyas coordenadas son 7° 7' 59" N- 72° 40' 1" W con una extensión de 1.172 km² y temperatura promedio de 17 °C. Ambos municipios se caracterizan por ser una economía campesina, pequeños minifundios y parcelas en las cuales se lleva a cabo principalmente la agricultura, seguido por la actividad pecuaria.

a) Variables de la investigación

Las variables utilizadas en la presente investigación, tomando en cuenta los antecedentes consultados y la realidad del contexto estudiado, fueron: los costos de producción agrícola (CPA) asociados a la mano de obra, insumos y administración del cultivo en aquellos casos en los cuales se causó tal rubro; el precio promedio anual de venta mayorista (Pv) reportados en la base de datos del Sistema de Información de Precios y Abastecimiento del Sector Agropecuario (SIPSA) de Colombia; el ingreso agrícola bruto (IAB) en términos monetarios obtenido por la venta del producto por tonelada (\$/ton); la edad del cultivo en años (EDAD); y el margen agrícola bruto en términos porcentuales (MABP) calculado mediante la siguiente ecuación (2):

$$\text{MABP} = \frac{\text{IAB} - \text{CPA}}{\text{CPA}} \times 100 \quad (2)$$

b) Especificación del modelo econométrico

La formalización del modelo econométrico que aquí se propone, se fundamenta en el planteado por [27] y [28], con algunas modificaciones. En este sentido, el modelo propuesto se basa en el método de los mínimos cuadrados ordinarios (MCO) expresado por la ecuación que se presenta a continuación (3):

$$\text{MABP} = \beta_1 - \beta_2 \text{CPA} + \beta_3 \text{Pv} + \beta_4 \text{IAB} + \beta_5 \text{EDAD} + \mu \quad (3)$$

En esta ecuación:

β_1 = Constante de la función. Representa el MABP esperado cuando las variables independientes sean cero.

β_2 = Coeficiente asociado a los costos de producción agrícola (CPA). Representa la variación del MABP del cultivo de la mora por variación unitaria de la variable independiente considerada, ceteris paribus.

β_3 = Coeficiente asociado a los precios promedio de venta mayorista (Pv). Representa la variación promedio del MABP del cultivo de la mora por variación unitaria de la variable independiente precios, ceteris paribus.

β_4 = Coeficiente asociado al ingreso agrícola bruto (IAB). Representa la variación promedio del MABP del cultivo de la mora por variación unitaria de la variable independiente ingreso agrícola bruto, ceteris paribus.

β_5 = Coeficiente asociado a la edad del cultivo (EDAD). Representa la variación promedio del MABP del cultivo de la mora por variación unitaria de la variable independiente edad, ceteris paribus.

μ = Perturbación aleatoria, el cual recoge el conjunto de factores no incluido en el modelo propuesto, es decir, todos los factores que afectan el MABP pero que no fueron consideradas en el modelo de forma explícita.

Cabe resaltar que los signos asociados a los coeficientes indican el sentido esperado del efecto de las variables exógenas sobre la variable endógena [29] y [30]. Por lo tanto, el signo del coeficiente β_1 debe ser negativo debido a la relación inversa existente entre el CPA y el MABP, una vez que un aumento en los costos reduce los beneficios económicos brutos de los productores, mientras que, para los demás coeficientes debe existir una relación directa, es decir, un mayor ingreso, precio y edad del cultivo de la mora respectivamente, conlleva a un aumento en el MABP.

En cuanto a procedimiento, se partió de la consulta de fuentes secundarias como el Ministerio de Agricultura de Colombia, de la Red de Información y Comunicación del Sector Agropecuario Colombiano (Agronet), la Secretaría de Desarrollo del Municipio de Pamplona y Chitagá, así como estudios, textos y revistas especializadas relacionados con las actividades del cultivo de la mora. En una segunda etapa, se recolectó información proveniente de una encuesta estructurada aplicada a los productores. Una tercera etapa fue de procesamiento, análisis de datos y desarrollo del modelo econométrico, para el cual se utilizó el paquete E-Views® 9.

IV. RESULTADOS, ANÁLISIS E INTERPRETACIÓN

Este punto se divide en tres secciones: en la primera se identifica la ausencia/presencia de estacionariedad de las variables exógenas; en segundo lugar, se hace la estimación de los parámetros del modelo; finalmente, se realiza el diagnóstico de los resultados con el fin de validar el modelo seleccionado.

a) Estacionariedad de las variables

Antes de realizar inferencias y efectuar pruebas de hipótesis sobre el modelo econométrico propuesto, se debió probar si las series siguen una regularidad. En este sentido, cuando se estima un modelo de regresión por MCO se asume que las variables son estacionarias, es decir, que las medias, varianzas y covariaciones de X_t permanezcan constantes a lo largo del tiempo [29] [31].

Al respecto, formalmente, una variable X_t es estacionaria si:

- La esperanza matemática de la variable X_t ($E(X_t)$) es una constante, para todos los valores de t .

- La varianza de la variable X_t ($Var(X_t)$) es una constante, para todos los valores de t .

- La Covarianza del producto ($X_t X_{t+k}$ ($Cov(X_t X_{t-1})$)) es una constante para todos los valores de t y todas las k , respectivamente.

Por consiguiente, es indispensable la validación del supuesto antes de estimar los parámetros [32], debido a que se puede obtener errores estándar muy bajos, coeficientes de determinación (R^2) muy altos, y coeficientes estimados sesgados e ineficientes, afectando, así, la confiabilidad o precisión del modelo propuesto [33]. Existen diversas formas para determinar la existencia de estacionariedad en las variables, de las cuales se destacan las pruebas de Dickey-Fuller aumentado (DFA) [34] y la de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) [35].

En este sentido, las pruebas DFA de raíces unitarias para las variables CPA, IAB y EDAD (Tabla 3), indican que, tanto en niveles como en primeras diferencias, son estacionarias. Por otra parte, no se puede rechazar en niveles para la variable Pv puesto que los estadísticos calculados son menos negativos (-2,80; -3,40) al valor crítico de Mackinnon [36]. Sin embargo, la aplicación de la prueba en las primeras diferencias sugiere la estacionariedad de dicha variable.

Tabla 3: Valores estadísticos y críticos a nivel y primeras diferencias para las pruebas DFA.

| Asíncronos | | | A nivel | | | Primeras diferencias | | | |
|------------|-----------------------|-----------------------|---------|-------|-------|-----------------------|-------|-------|-------|
| Variable | Términos | Estadístico calculado | 1% | 5% | 10% | Estadístico calculado | 1% | 5% | 10% |
| CPA | Constante | -5,15 | -3,71 | -2,98 | -2,62 | -9,28 | -3,73 | -2,98 | -2,63 |
| | Constante + tendencia | -5,23 | -4,35 | -3,59 | -3,23 | -9,05 | -4,37 | -3,60 | -3,23 |
| Py | Constante | -2,80 | -3,71 | -2,98 | -2,62 | -7,02 | -3,73 | -2,98 | -2,63 |
| | Constante + tendencia | -3,40 | -4,35 | -3,59 | -3,23 | -6,89 | -4,37 | -3,60 | -3,23 |
| IAB | Constante | -4,68 | -3,71 | -2,98 | -2,62 | -7,97 | 3,73 | -2,98 | -2,63 |
| | Constante + tendencia | -4,78 | -4,37 | -3,60 | -3,23 | -7,79 | -4,39 | -3,60 | -3,24 |
| EDAD | Constante | -3,81 | -3,71 | -2,98 | -2,62 | -7,36 | -3,78 | -3,01 | -2,64 |
| | Constante + tendencia | -4,09 | -4,35 | -3,59 | -3,23 | -7,22 | -4,46 | -3,64 | -2,61 |

Fuente: Elaboración propia a partir del paquete E-views®9.

A diferencia de la anterior prueba, el contraste de KPSS utiliza una hipótesis nula de estacionariedad. En este sentido de acuerdo con los resultados presentados en la Tabla 4, el valor estadístico en todos los casos es menor al valor crítico para los niveles de significancia utilizados. De este modo, la evidencia es concluyente, en cuanto a que para las dos pruebas realizadas, no existe suficiente justificación para negar la hipótesis de estacionariedad, resultando plausible estimar un modelo utilizando las variables propuestas.

Tabla 4: Valores estadísticos y críticos a nivel para las pruebas KPSS.

| Variable | Términos | LM-estadístico | 1% | 5% | 10% |
|----------|-----------------------|----------------|------|------|------|
| CPA | Constante | 0,13 | 0,73 | 0,46 | 0,34 |
| | Constante + tendencia | 0,09 | 0,21 | 0,14 | 0,11 |
| Pv | Constante | 0,07 | 0,73 | 0,46 | 0,34 |
| | Constante + tendencia | 0,07 | 0,21 | 0,14 | 0,11 |
| IAB | Constante | 0,14 | 0,73 | 0,46 | 0,34 |
| | Constante + tendencia | 0,10 | 0,21 | 0,14 | 0,11 |
| EDAD | Constante | 0,23 | 0,73 | 0,46 | 0,34 |
| | Constante + tendencia | 0,10 | 0,21 | 0,14 | 0,11 |

Fuente: Elaboración propia a partir del paquete E-views®9.

b) Estimación de los parámetros

De acuerdo a los resultados de la regresión lineal que se muestran en la Tabla 5, obtenidos por el método MCO, se observa que los niveles de significatividad individual de los coeficientes son superiores a 95%. Asimismo, el estadístico $F = 3.057,91$, con una probabilidad menor a 0,05; indica que conjuntamente las variables exógenas son estadísticamente significativas. Por otra parte, el coeficiente de determinación (R^2) señala que el margen agrícola bruto está explicado en un 99% por las variables exógenas consideradas en el modelo.

Tabla 5: Resultados de la estimación del modelo por MCO.

| Variable dependiente | MABP | | | |
|----------------------|--------------|----------------|---------------|--------------|
| Observaciones 1-29 | | | | |
| Variable | Coefficiente | Error Estándar | t-estadístico | Probabilidad |
| CPA | -4,35E-09 | 1,74E-09 | -2,507404 | 0,0193 |
| Pv | 0,111627 | 0,001799 | 62,05621 | 0,0000 |
| IAB | 2,49E-09 | 8,76E-10 | 2,846868 | 0,0089 |
| EDAD | 0,318171 | 0,140594 | 2,263048 | 0,0330 |
| C | -104,2098 | 4,618479 | -22,56367 | 0,0000 |
| R ² | 0,998042 | DW | 1,904653 | |
| F-statistic | 3057,917 | | | |
| Prob(F-statistic) | 0,000000 | | | |

Fuente: Elaboración propia a partir del paquete E-views@9.

c) Validación del modelo

Una vez estimados los parámetros, como última etapa del estudio se procedió a realizar pruebas con el fin de comprobar si la estimación del modelo ha sido adecuada. En este sentido se efectuó inicialmente la prueba de Reset de Ramsey el cual consiste en detectar posibles errores de especificación como la inclusión irrelevante u omisión de variables el cual puede afectar la consistencia del modelo. Por consiguiente, los resultados del test muestran un valor F-estadístico de 1.138 con una probabilidad mayor (0,38) al determinado (0,05), por lo cual existe evidencia de una correcta especificación del modelo seleccionado.

Por otra parte, para comprobar la estabilidad de los parámetros se recurrió a las pruebas CUSUM y CUSUM al cuadrado (CUSUMQ) propuesto por [37], en las cuales se asume que los estimadores permanecen constantes a lo largo de la muestra. En este sentido, se puede observar en la Figura 2, que existe estabilidad en el modelo una vez que los valores no sobrepasan los admitidos por las bandas de confianza construidas en torno a la significancia del 5%.

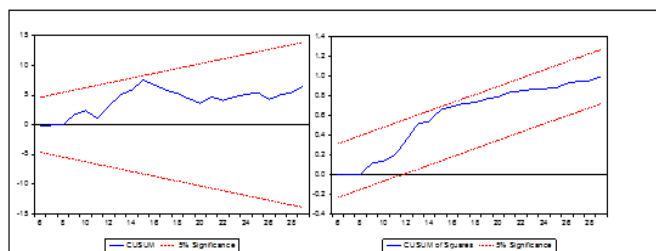


Figura 2: Pruebas CUSUM y CUSUMQ.

Fuente: Elaboración propia a partir del paquete E-views@9.

Igualmente se analizó la existencia de multicolinealidad, la cual surge cuando se incluyen regresoras interrelacionadas, dificultando la aportación de cada una de las variables explicativas sobre la variable endógena [29]. Para ello se utilizó la matriz de correlación cuya finalidad es medir el grado de asociación lineal entre dos variables cuantitativas, así como el coeficiente de determinación (R^2) y el cálculo del factor inflacionario de la varianza (FIV). Al estimar los parámetros el valor del R^2 (0,99), se evidencia colinealidad en las variables, según se mostró en la Tabla 5. Además, como puede apreciarse en la Tabla 6, a partir de la matriz de correlación los coeficientes de asociación lineal de las variables IAB y CPA, se demuestra que estos son relativamente altos.

Tabla 6: Matriz de correlación de las variables.

| | MABP | CPA | Pv | IAB | EDAD |
|------|-----------|-----------|----------|----------|----------|
| MABP | 1,000000 | -0,060043 | 0,778479 | 0,432503 | 0,006850 |
| CPA | -0,060043 | 1,000000 | 0,048936 | 0,887090 | 0,267171 |
| Pv | 0,778479 | 0,048936 | 1,000000 | 0,417148 | 0,012733 |
| IAB | 0,432503 | 0,887090 | 0,417148 | 1,000000 | 0,192915 |
| EDAD | 0,006850 | 0,267171 | 0,012733 | 0,192915 | 1,000000 |

Fuente: Elaboración propia a partir del paquete E-views@9.

Sin embargo, al calcular el factor inflacionario de la varianza (FIV) (Tabla 7) se puede comprobar que ninguna presenta un valor superior a 10, por lo cual se excluye la existencia de multicolinealidad en el modelo propuesto.

Tabla 7: Factor inflacionario de la varianza (FIV).

| Variable independiente | Valor FIV |
|------------------------|-----------|
| CPA | 9,09 |
| Pv | 2,94 |
| IAB | 8,88 |
| EDAD | 1,09 |
| C | N/A |

Fuente: Elaboración propia a partir del paquete E-views@9.

Asimismo, con la finalidad de verificar si el término del error sigue una distribución normal se utilizó el contraste de Jarque-Bera [38] el cual ha demostrado una alta consistencia [39] [40]. El resultado para dicha prueba estableció un $JB = 0,44$ y una probabilidad asociada de 0,79 ($p > 0,05$) lo que implica que los residuos siguen una distribución normal. Igualmente, se pudo evidenciar la existencia de estacionariedad de los residuos (Tabla 8).

Tabla 8: Prueba de estacionariedad de los residuos.

| Variable | Constante y/o tendencia | DFA | KPS |
|----------|-------------------------|-------|------|
| Residuo | C | -3,74 | 0,20 |
| Residuo | C y T | -4,07 | 0,07 |

Fuente: Elaboración propia a partir del paquete E-views@9.

Por otra parte, para comprobar la presencia de heteroscedasticidad se correlacionaron los residuos de la regresión con las variables exógenas. A la vista, el estadístico confirma en todas las pruebas analizadas, con un nivel de confianza del 95%, la no existencia de heteroscedasticidad (Tabla 9).

Tabla 9: Prueba de heteroscedasticidad.

| Prueba | Chi-cuadrado | Probabilidad |
|----------------------------|--------------|--------------|
| Breusch-Pagan | 2,7301 | 0,6039 |
| Glejser | 5,7210 | 0,2210 |
| Write términos cruzados | 17,8942 | 0,2113 |
| Write términos no cruzados | 2,5811 | 0,6302 |

Fuente: Elaboración propia a partir del paquete E-views@9.

Cabe resaltar que en un modelo de regresión lineal, las perturbaciones no deben estar correlacionadas, esto es, no debe existir una dependencia temporal entre dichos valores. Es así que para dicho análisis se aplicó el contraste de Durbin-Watson [41], obteniéndose un valor $d = 1,904653$, afirmándose que no hay evidencia significativa de autocorrelación en los residuos de la regresión. Asimismo, este resultado se comprobó a través del correlograma Q-Stat (Figura 3), en el cual se observa la no existencia de un Q-stat con una probabilidad menor a 0,05.

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|--------|--------|--------|-------|
| 1 | | 0.263 | 0.263 | 2.2249 | 0.136 |
| 2 | | 0.151 | 0.088 | 2.9855 | 0.225 |
| 3 | | -0.045 | -0.113 | 3.0557 | 0.383 |
| 4 | | -0.143 | -0.131 | 3.7917 | 0.435 |
| 5 | | -0.235 | -0.166 | 5.8575 | 0.320 |
| 6 | | 0.012 | 0.154 | 5.8634 | 0.439 |
| 7 | | -0.083 | -0.091 | 6.1448 | 0.523 |
| 8 | | -0.065 | -0.102 | 6.3238 | 0.611 |
| 9 | | -0.188 | -0.207 | 7.9133 | 0.543 |
| 10 | | -0.225 | -0.180 | 10.315 | 0.413 |
| 11 | | -0.245 | -0.125 | 13.324 | 0.273 |
| 12 | | -0.069 | -0.026 | 13.576 | 0.329 |

Figura 3: Correlograma de los residuos.

Fuente: Elaboración propia a partir del paquete E-views@9.

De forma complementaria, en la Tabla 10 se presentan las pruebas de causalidad de Granger [42] entre las variables, en la cual se destaca que los resultados obtenidos del F estadístico poseen una probabilidad mayor a 5%, el cual indica que los conjuntos de coeficientes no son estadísticamente significativos en ambas direcciones, lo que implica que las variables son consideradas independientes.

Tabla 10: Prueba de causalidad de Granger entre las variables.

| Hipótesis nula | Obs | F-estadístico | Probabilidad |
|---------------------------------|-----|---------------|--------------|
| CPA does not Granger Cause Pv | 27 | 1,83162 | 0,18737 |
| Pv does not Granger Cause CPA | | 1,54469 | 0,3082 |
| CPA does not Granger Cause IAB | 27 | 0,10615 | 0,8998 |
| IAB does not Granger Cause CPA | | 0,20358 | 0,8173 |
| CPA does not Granger Cause EDAD | 27 | 0,13282 | 0,8763 |
| EDAD does not Granger Cause CPA | | 0,17113 | 0,2038 |
| IAB does not Granger Cause Pv | 27 | 1,70967 | 0,2041 |
| Pv does not Granger Cause IAB | | 1,54469 | 0,2356 |
| IAB does not Granger Cause EDAD | 27 | 0,03449 | 0,9661 |
| EDAD does not Granger Cause IAB | | 1,52136 | 0,2405 |
| EDAD does not Granger Cause Pv | 27 | 0,37399 | 0,6923 |
| Pv does not Granger Cause EDAD | | 0,92224 | 0,4125 |

Fuente: Elaboración propia a partir del paquete E-views@9.

Una vez realizadas las pruebas que validan las hipótesis del modelo propuesto, éste se especifica según la fórmula (4):

$$MABP = -104,20 - 4,35E - 09CPA + 0,111PV + 2,49E - 09IAB + 0,318EDAD \quad (4)$$

Con relación al costo de producción agrícola, tal como se esperaba, a medida que se incrementa, el margen agrícola bruto disminuye. En cuanto a las demás variables (Pv, IAB y EDAD), estas presentaron relaciones directas con la variable dependiente. Por consiguiente, se obtiene que:

β_{CPA} = Ante un aumento de un peso en el costo de producción agrícola, se espera que el MABP disminuya en 4,35E-09 %. Ceteris paribus.

β_{Pv} = Un aumento de un peso en el precio del producto se espera que el MABP aumente en 0,111 %. Ceteris paribus.

β_{IAB} = Se espera que el incremento de un peso en el ingreso agrícola bruto aumente en 2,49E-09 % el MABP. Ceteris paribus.

β_{EDAD} = A medida que la edad del árbol de durazno se incrementa en un año se espera que el MABP aumente en 0,318 %. Ceteris paribus.

V. CONCLUSIONES

El objetivo del presente trabajo fue elaborar un modelo econométrico para estimar el desempeño del cultivo de mora, en los sistemas productivos de 29 productores localizados en los municipios de Pamplona y Chitagá, Norte de Santander, Colombia, siendo las variables involucradas el margen agrícola bruto (MBA), los costos de producción e ingresos agrícolas, el precio de venta, y la edad del cultivo. Se plantearon tres objetivos específicos: la comprobación de la estacionariedad de las variables, la estimación de los parámetros, y la calificación del modelo. Respecto a la estacionariedad de las variables, se concluye en la existencia de la misma para las variables econométricas del cultivo de moras asociadas al modelo, según evidencias demostrables con las pruebas DFA y KPSS, encontrándose valores estadísticos en todos los casos (-2,80; -3,40), menores al valor crítico para los niveles de significancia utilizados.

En cuanto a la estimación de los parámetros, se demostró la significancia de las variables exógenas seleccionadas, con significancias superiores al 95%, y coeficientes de correlación que por sobre el 99%, son demostrativos de que el MAB como variable dependiente, está explicado por las variables exógenas consideradas en el modelo. Estimados los parámetros y construido el modelo, se concluye en la generación de un modelo econométrico con validez demostrada para la estimación del desempeño del cultivo de mora en la población contexto de estudio, obteniéndose según se planteó como resultado esperado, que a medida que se incrementa el costo de producción agrícola, disminuye el margen agrícola bruto disminuye.

Por su parte, las variables Pv, IAB y EDAD, las mismas presentaron relaciones directas con la variable dependiente (MBA). Las evidencias radican en el desarrollo de la prueba de Reset de Ramsey de la cual se obtuvo un F-estadístico con una probabilidad de 0,38, siendo esta mayor a la predeterminada de 0,05. La

reafirmación de esta validez se concluye desde la estabilidad de los parámetros a través de las pruebas CUSUM y CUSUMQ, siendo que los valores no sobrepasaron los admitidos por las bandas de confianza construidas en torno a la significancia del 5%. No obstante, no se demostró la multicolinealidad de las variables, al encontrar FIV superiores a 10. Se adiciona asociación lineal de las variables IAB y CPA, con valores relativamente altos.

Asimismo, se comprobó de estacionariedad de los residuos, y se demostró la existencia de una distribución normal con el contraste de Jarque-Bera, encontrándose una alta consistencia de 0,44 y una probabilidad asociada de 0,79 > 0,05. Con una confianza del 95%, también se demostró la no existencia de heterocedasticidad. Por otra parte, al tratarse de un modelo de regresión lineal, se determinó la existencia de perturbaciones no correlacionadas, con dependencia temporal, lo cual se hizo a partir del contraste de Durbin-Watson, encontrándose que no hay evidencia significativa de autocorrelación con un d = 1,904653. Finalmente, se encontró independencia en las variables a través de las pruebas de causalidad de Granger con un F estadístico mayor a 5%.

De manera general, se puede destacar que las variables utilizadas en el modelo econométrico propuesto tienen un poder explicativo relevante sobre el desempeño económico de la actividad agrícola seleccionada, es decir, los costos de producción, el ingreso obtenido por la venta del producto, los precios y la edad del cultivo, son estadísticamente significativos. Al respecto, los signos de los coeficientes estimados están de acuerdo con la teoría económica, lo que sugiere que el margen agrícola bruto posee una relación positiva con el ingreso y el precio e inversamente con el costo de producción. Igualmente, en las pruebas efectuadas de validez del modelo propuesto se aceptó el supuesto de correcta especificación, normalidad y estabilidad de los parámetros, además, no se evidenció problemas de colinealidad, heteroscedasticidad y autocorrelación.

En este sentido, los hallazgos obtenidos de la presente investigación aportan evidencias empíricas que pueden ser de utilidad para los productores agrícolas, los gremios, las instituciones reguladoras y los agentes de investigación, siendo el modelo generado una herramienta de validez comprobada para contribuir a un análisis que conlleve al uso más eficiente de los recursos disponibles para la producción.

VI. AGRADECIMIENTOS

Los autores expresan su agradecimiento a la Universidad de Pamplona por el financiamiento de esta investigación, propia del proyecto interno titulado "Implementación de un dispositivo automatizado para la micropagación de plantas bajo el principio de inmersión temporal", desarrollado por los autores.

VII. REFERENCIAS

- [1] R. Gallardo y S. Padilla, «El sector agropecuario como respuesta a la paz,» Revista Ensayos, vol. 8, n° 8, p. 218-227, 2015.
- [2] J. Forero, «Sistemas de producción rurales en la región andina colombiana. Análisis de su viabilidad económica, ambiental y cultural,» Facultad de Estudios Ambientales y Rurales, Pontificia Universidad Javeriana, Colciencias, Bogotá, 2002.
- [3] L. Santacoloma-Varón, «Importancia de la economía campesina en los contextos contemporáneos: una mirada al caso colombiano,» Entramado, vol. 11, n° 2, p. 38-50, 2015.
- [4] S. Murphy, «Puntos de vista en evolución: agricultura de pequeña escala, mercados y globalización,» Plural editores, Ecuador, 2012.

- [5] L. Flórez, M. Gáfaró, y A. Poveda, «Conyuntura reciente del sector agropecuario y su dinámica en el empleo,» Banco de la República, Bogotá, 2018.
- [6] Departamento Administrativo Nacional de Estadística, «Cuentas Nacionales,» [En línea]. Available: <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/cuentas-nacionales/cuentas-nacionales-trimestrales>. [Último acceso: 15 Mayo 2019].
- [7] F. Zambrano, E. Trujillo y C. Solorzano, «Desarrollo rural sostenible: una necesidad para la seguridad alimentaria en Venezuela,» Aibi revista de investigación, administración e ingeniería, vol. 3, n° 1, pp. 27-31, 2015.
- [8] J. Bejarano, Economía de la agricultura, Bogotá: Universidad Nacional de Colombia, Facultad de Ciencias Económicas, IICA, FONAIDE, 1998.
- [9] S. Ferro y J. Paturllane, «Costos y toma de decisiones en el sector agropecuario,» Revista Negocios Agroalimentarios, vol. 1, n° 1, pp. 26-29, 2016.
- [10] R. Frank, Introducción al cálculo de costos agropecuarios., Buenos Aires: El Ateneo, 1987.
- [11] C. Giménez, Gestión y costos, Buenos Aires: Macchi, 2001.
- [12] J. Clark y C. Finn, «Blackberry cultivation in the world,» Revista Brasileira de Fruticultura, vol. 36, n° 1, pp. 46-57, 2014.
- [13] G. Cancino Escalante, E. Quevedo García, C. Villamizar, L. Sánchez y C. Díaz Carvajal, «Selección de materiales promisorios de mora (*Rubus glaucus* Benth) en los municipios de Pamplona y Chitagá, región nororiental de Colombia,» Bistua, vol. 12, n° 1, pp. 93-114, 2014
- [14] N. Espinosa, G. Ligarreto, L. Barreto y C. Medina, «Variabilidad morfológica de variedades nativas de mora (*Rubus* sp.) en los Andes de Colombia,» Revista Colombiana de Ciencias Hortícolas, vol. 10, n° 2, pp. 211-221, 2016.
- [15] Ministerio de Agricultura de Colombia, «Agronet,» [En línea]. Available: <https://www.agronet.gov.co/estadistica/Paginas/home.aspx> . [Último acceso: 15 mayo 2019].
- [16] G. Sandoval y E. Bonilla, «Producción, comercio y potencialidades de la mora colombiana en el mercado internacional,» Revista de Investigación, vol. 8, n° 1, pp. 66-76, 2015.
- [17] M. González y L. Pagliettini, Los costos agrarios y sus aplicaciones, Buenos Aires: Facultad de Agronomía, 2006.
- [18] A. Díaz, A. Perez, J. Hernandez y G. Castro, «Impacto de la cadena de valor en el margen de utilidad bruta en laproduccion de destilados de agave,» Revista Mexicana de Agronegocios, vol. 40, pp. 551-560, 2017.
- [19] C. Sturzenegger, «Renta agrícola y macroeconomía, tecnología, precios externos y política comercial externa Argentina 2000-2015,» Serie de informes técnicos del Banco Mundial en Argentina, Paraguay y Uruguay, 2015, Argentina, 2015.
- [20] I. Villanova y A. Justa, «El tratamiento de los costos según las disciplinas intervinientes: el caso de los costos agropecuarios,» Instituto Internacional de Costos, Uruguay, 2011.
- [21] H. Ramos y M. Faga, Como profundizar en el analisis de sus costos para tomar mejores decisiones empresariales, Buenos Aires: Garnica, 2006.
- [22] R. Cooper y R. Kaplan, Costo y efecto, Buenos Aires: Garnica, 2000.
- [23] O. Osorio, Elementos de contabilidad y gestión. los costos y la contabilidad de gestión, España: AECA, 1994.
- [24] J. Miranda y E. Florez, «Factores que influyen en la rentabilidad económica de la produccion de cultivo camu camu en la selva peruana,» Revista Tzhoeoen, vol. 9, n° 1, pp. 94-106, 2017.
- [25] A. Terrones y Y. Sanchez, «Análisis de la rentabilidad económica de la producción de jitomate bajo invernadero, Enacaxochitlán, Hidalgo,» Revista Mexicana de Agronegocios, vol. 15, n° 29, pp. 752-761, 2011.
- [26] M. Rodriguez, C. Vera de Silveira, G. Vega y G. Silveira, «Rentabilidad económica de la producción de mandioca en la colonia Santa Clara, distrito de Pedro Juan Caballer, Paraguay,» Universidad Federal de Grande Dourados, Brasil, 2014.
- [27] S. Cancino, G. Cancino-Escalante y E. Quevedo, «Modelo Explicativo de la rentabilidad económica del cultivo de durazno en la provincia de Pamplona, Colombia,» Económicas CUC, vol. 39, n° 2, pp. 63-76, 2018.
- [28] C. Ramírez y L. Ávila, «Modelo para medir la rentabilidad de los cereales alto andino en el departamento de Puno caso quinua,» Revista de Investigación Altoandina, vol. 15, n° 1, pp. 187-199, 2013.
- [29] D. Gujarati y D. Porter, Econometría, México: McGraw Hill, 2010.
- [30] W. Greene, Analisis Econométrico, Oxford: Oxford University Press, 1991.
- [31] J. Wooldridge, Introducción a la econometría. Un enfoque moderno, España: Cengage Learning, 2008.
- [32] F. Diebold y L. Kilian, «Unit-Root tests are useful for selecting forecasting models,» Journal of Business Economics, vol. 18, n° 3, pp. 265-273, 2000.
- [33] M. Presno y A. López, «Estacionariedad en torno a un nivel con ruptura. Un estudio de simulación,» Estudios de Economía Aplicada, vol. 18, pp. 189-208, 2001.
- [34] D. Dickey y W. Fuller, «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root,» Journal of the american Statistical Association, vol. 74, n° 1, pp. 427-431, 1979.
- [35] D. Kwiatkowski, P. Phillips P. Schmidt y Y. Schin, «Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are that economic time series have a unit root?,» Journal of Econometrics, vol. 54, n° 1-3, pp. 159-178, 1992.
- [36] J. Mackinnon, Critical Values for cointegration test, Oxford: Oxford University Press, 1991.
- [37] R. Brown, J. Durbin y J. Evans, «Techniques for testing the constancy of regression relationships over time,» Journal of Royal Statistical Society, vol. 2, pp. 149-163, 1975.
- [38] C. Jarque y A. Bera, «A test for normality of observations and regression residuals,» International Statistical Review,, vol. 55, pp. 163-172, 1987.
- [39] T. Thadewald y H. Buning, «Jarque-Bera Test and its competitors for testing normality - A power comparison,» Journal of Applied Statistics, vol. 34, n° 1, pp. 87-105, 2007.
- [40] B. Yazici y S. Yolacan, «A comparison of various tests of normality,» Journal of Statistical Computation and Simulation, vol. 77, pp. 175-183, 2006.
- [41] J. Durbin y G. Watson,, «Testing for serial correlation in least squares regression,» Biometrika, vol. 37, n° 3-4, pp. 409-428, 1950.
- [42] C. Granger, «Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods,» Econometrica, vol. 37, n° 3, pp. 424-438, 1969.